# 我国数字鸿沟 2012 与 2020 年对比研究\*

# ■ 闫蒲¹ 林伟杰² 周文杰³

1 北京大学信息管理系 北京 100871 2 北京交通大学经济管理学院 北京 100044

3 西北师范大学商学院 兰州 730070

摘 要: [目的/意义]研究致力于回答两个问题:其一,数字鸿沟在近 10 年的时间范围内是否有所缩小? 其二,数字鸿沟的形成机制在近 10 年时间跨度内是否有显著性变化? [方法/过程]基于 2012 年和 2020 年通过扎实的田野调查 收集的问卷数据研究数字鸿沟的跨时间变化。[结果/结论]研究发现,我国数字鸿沟在接入、使用、网络活动 3 个维度上的差距均在缩小,且 3 个维度相关形成机制呈现出若干历时变化特征,这些发现都进一步印证我国数字鸿沟正在缩减的趋势。本研究的相关结论不仅有助于理解数字鸿沟在我国的分布情况,通过分析数字鸿沟形成机制的时间变化,更有助于政策制定者根据数字鸿沟的形成机制制定有针对性的数字治理方针。

词: 数字鸿沟 互联网发展 对比研究 中国

类号: G203

# 一研究背景

# 1.1 中国网络发展与普及

伴随着手机等移动设备和互联网技术的快速发展,我国城市和农村居民正在进入一个高度信息化、数字化的日常生活环境。中国互联网络信息中心(CNN-IC)发布的第49次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2021年12月,中国网民总体规模持续增长,城乡上网差距继续缩小,贫困地区通信难等问题得到历史性解决。我国农村网民规模已达2.84亿,农村地区互联网普及率为57.6%,较2020年12月提升1.7个百分点,城乡地区互联网普及率差异较2020年12月缩小0.2个百分点。

互联网发展早期多集中于城市地区,用户也以高学历、高收入、熟稔信息技术的社会群体为主,农村居民、城市低收入人群、老年人等弱势群体在新技术环境中往往面临诸多挑战<sup>[1]</sup>。近年来,农村互联网普及、上网成本下降、互联网适老化改造等措施逐渐缩小了不同群体间的技术接入差异。比如,得益于互联网应用适老化改造行动持续推进,老年群体连网、上网、用网的需求活力进一步激发。截至 2021 年 12 月,我国 60 岁及以上老年网民规模达 1. 19 亿,老年人口互联网普

及率达 43.2%。老年群体与其他年龄群体共享信息 化发展成果,能独立使用 ICT 设备参与即时通信、网络新闻、网络支付等网络活动的老年网民比例已分别达 90.6%、77.9% 和 70.6% [2]。

与此同时,网络发展带来了互联网活动和内容产品的日益丰富,以社交媒体、新闻类应用程序、生活服务类应用程序为代表的新兴技术平台正在重塑我国网民获取信息、通讯社交、组织管理等不同维度的日常生活<sup>[3-4]</sup>。在此背景下,如何确保处于互联网使用相对弱势的社会群体能够享受互联网提供的便捷的信息服务产品成为互联网发展新阶段的重要研究议题。本研究通过对比近10年间我国数字鸿沟形成机制的变化,回答这一关键研究议题。

# 1.2 数字鸿沟:理论框架与形成机制

# 1.2.1 数字鸿沟的理论渊源与概念沿革

学术界早在互联网初步普及阶段即开始研究互联网技术接入(access)、使用(use)、网络活动(activity and engagement)在不同社会群体间的差异,提出数字鸿沟的概念框架,并在此基础上补充不同国家、不同地区、不同群体的实证研究依据<sup>[5-7]</sup>。早期关于数字鸿沟的实证研究聚焦于信息通讯技术的使用,尤其是发达国家内城市和农村地区之间的数字技术接入差

\* 本文系国家自然科学基金项目面上项目"信息致贫的微观机理与信息减贫的宏观制度关联研究"(项目编号:71874141)研究成果之一。作者简介: 闫蒲,助理教授,研究员,博士,E-mail:thuyanpu@gmail.com; 林伟杰,博士研究生;周文杰,教授,博士。

收稿日期:2022-08-01 修回日期:2022-08-26 本文起止页码:180-189 本文责任编辑:王传清

异<sup>[8-10]</sup>。这一时期的实证研究发现互联网的接入过程存在显著的代际差异,即老年群体更少使用互联网<sup>[11-12]</sup>。D. Hindman<sup>[13]</sup>通过追溯1995-1998年美国问卷数据,发现相比于大型城市和非大型城市间的数字区隔,社会经济与人口学变量,如年龄、教育、性别、收入与数字技术的接入相关性更强。该研究跨越了一定长度的时间周期,对于理解数字鸿沟的时间变化具有重要意义。数字鸿沟的形成因素具有高度复杂性,涵盖个体因素(如教育、收入)、技术因素(如信息基础设施建设、互联网使用)、政策及社会文化因素等不同维度,数字鸿沟现象的复杂形成机制决定了关于该议题的研究需要融合不同维度变量的测量,并结合不同研究范式收集相关实证证据。

近年来,关于数字鸿沟的实证研究逐渐从关注信 息技术的基础设施普及[14]发展到信息技术的使 用[15-16],再过渡到关注用户与新兴技术的交互[17]。数 字鸿沟研究者指出,新兴信息技术,尤其是移动互联网 的出现一方面加速了网络在发展中国家的普及,另一 方面,也为数字包容(digital inclusion)带来了新的挑 战。J. Donner<sup>[18]</sup>提出"超越接入"(after access)的概 念框架,强调网络设备多元性(divergence in internet devices)、网络连接质量(quality of the connection)、网 络连接成本(affordability of connectedness)、数字技能 (digital skills)等维度对于消弭发展中国家或地区数 字鸿沟的重要性。国内外互联网研究者通过实证研 究讨论了扩充概念边界之后的数字鸿沟在信息行为 层面的体现和影响因素。比如,R. Savolainen 从概念 构建上结合社会学中布迪厄(P. Bourdieu)的惯习 (Habitus)概念,即不同阶层在文化资本的不对等现 象,研究探讨了日常信息获取行为下不同社会阶层 信息可得性(accessibility)与易得性(availability)的 差异。

作为一个多维度的社会学概念,学者们近年来强调数字鸿沟概念需要朝简单的数字贫困、数字富裕的二元论划分(dichotomous division)<sup>[19]</sup>,并建议数字鸿沟、数字包容的概念构建使用更为复杂、连续、多元的视角("a continuum of digital inclusion"<sup>[20]</sup>)。研究者在此基础上进一步细化了数字鸿沟视阈下信息技能和信息行为的测量维度,如 A. van Deursen 和 J. van Dijk<sup>[21]</sup>将数字技能具体化为操作性(operational)、专业性(formal)、信息性(informational)和策略性(strategic)技能。其实证研究指出,互联网使用经验通常会伴随着操作性网络技能的提升,但其他3个维度的数字技能仍有

可能存在显著差距、导致数字鸿沟的形成。该研究的 发现提醒研究者关注数字鸿沟在日常信息行为维度测量的复杂性,实证研究需要尤其关注如信息性网络技能的重要性。

数字鸿沟的形成和扩大对社会发展会产生重要影响:针对中国的数字鸿沟实证研究<sup>[22]</sup>发现,处于数字劣势的贫困居民不仅会被新兴技术挤占就业机会,同时也无法享受数字经济收入溢出效应所产生的红利。R. Schroeder提出<sup>[23]</sup>,由于信息技术逐渐渗入互联网用户的日常生活,在当今信息社会中的数字不平等研究需要超越对技术本身的使用层面研究,进一步聚焦于在新兴媒介环境中出现的数字鸿沟问题。

# 1.2.2 中国数字鸿沟的实证研究

我国政府和学界对数字鸿沟的关注大致始于 21 世纪初期。2000 年,在联合国千年首脑会议上,江泽民指出:"日益拉大的'数字鸿沟'表明,发达国家与发展中国家在科技水平上存在极大差距,这必然致使南北贫富差距进一步拉大"<sup>[24]</sup>。在《习近平谈治国理政》第二卷中,习近平总书记强调"着力解决发展失衡、治理困境、数字鸿沟、分配差距等问题,建设开放、包容、普惠、平衡、共赢的经济全球化"<sup>[25]</sup>。

在数字鸿沟问题引起政府高度关注的同时,我国 学术界也开始把目光投向这一领域。由于对信息社会 问题的认知晚于国外同行,我国学术界对数字鸿沟的 研究始于对西方本领域研究成果的介绍。如曹荣 湘[26] 系统地对"数字鸿沟"这一概念及国外关于数字 鸿沟的研究进行了介绍。闫慧和孙立立[27] 通过梳理 过往研究将"数字鸿沟"研究依次分为接入、使用、信 息资源知识和新发展四代。此外,我国研究者也十分 重视将自己的研究成果与信息分化的国家治理相结 合。如陈艳红[28] 认为信息技术、信息资源、信息主体 与信息政策导致了我国"数字鸿沟"的存在,并提出了 相应的对策。闫慧等[29]从数字包容角度提出加强基 础设施等建议,以缩小"数字鸿沟"。胡鞍钢和周绍杰 分析了中国所面临的三大数字鸿沟,提出数字鸿沟治 理的政策核心是促进资源流向能够促进经济发展和知 识发展的领域[30]。进而,胡鞍钢和周绍杰提出加速向 "信息社会"和"知识社会"转型,不断缩小与"信息富 国"的信息差距,这也是发展中国家在经济全球化和信 息技术革命的时代背景下发展战略的重要选择[31]。 近两年来,我国研究者还从企业数字鸿沟[32]、数字金 融发展中的数字鸿沟[33]、老年人群中的数字鸿

沟<sup>[34-35]</sup>、教育教学领域(特别是疫情期间的在线学习)的数字鸿沟<sup>[36-37]</sup>等角度展开了广泛研究。

#### 1.2.3 现有研究不足

随着互联网技术的发展,既有数字鸿沟的概念框 架从关注互联网的基础设施普及,过渡到关注网络技 术的使用,再进一步深化到互联网活动的参与与用户 日常信息获取行为。作为重要的学科交叉研究领域, 数字鸿沟的研究汇集了包括传播学、社会学、信息学等 不同学科的理论基础和实证发现。然而,在我国互联 网日益深入日常生活的背景下,关于数字鸿沟的实证 研究尚存在不足之处,主要局限如下:其一,数字鸿沟 在信息获取行为研究中的概念构建尚存在不足,数字 鸿沟的接入、使用、网络活动维度需要讲一步结合信息 行为研究,尤其是以使用搜索引擎为代表的信息获取 行为研究,需要进行操作化测量,并且开展针对不同社 会群体间的对比研究。其二,现有研究多关注数字鸿 沟在某一时间段的表现,尚缺乏跨一定时间长度的纵 向对比研究,而信息通讯技术的快速发展决定了数字 鸿沟的研究需要随着技术发展更新和补充实证研究数 据、跨不同时间阶段的数字鸿沟实证研究有助于捕捉 技术进步背景下数字化不平等现象的表现形式和影响 因素的纵向时间变化。综上所述,本研究将延续数字 鸿沟接入、使用和网络活动的维度划分,通过对比分析 跨近10年的问卷数据,研究数字鸿沟在信息行为中的 具体表现以及形成机制的变化。从理论构建上,本研 究有助于捕捉在我国互联网普及背景下数字鸿沟在信 息行为过程中的表现形式;从实证贡献上,本研究将补 充数字鸿沟跨不同时期的影响因素变化,为探索结构 性数字不平等补充实证依据。本研究基于 2012 年和 2020年通过扎实的田野调查收集的问券数据,致力于 回答以下两个研究问题:

其一,我国数字鸿沟在近 10 年的时间范围内是否有所缩小?

其二,我国数字鸿沟的形成机制在近 10 年时间跨度内是否有显著性变化?

# 2 研究设计

# 2.1 数据收集

本研究为我国数字鸿沟在 2012 年和 2020 年的对比分析,研究样本由两部分构成:①2012 年在广东省东莞市、天津市、山西省太原市、山西省阳泉市、甘肃省兰州市和辽宁省大连市发放以《个人信息世界量表》为基础的问卷,进行数据收集工作。为了提高样本的

代表性,研究者尽可能多样化地选择地点和人群发放 问卷,尽可能提高受访人群的代表性和异质性。以东 莞市调研为例,采取严格的分层抽样,依据《2011年东 莞市国民经济和社会发展统计公报》中的人口总量与 分布,计算每个街区应发放问卷的数量,并进行问卷的 发放。此次问卷调查总共发放问卷 4 548 份,剔除缺 失值过多及未通过"测谎"题目的问卷,最终收回有效 问卷 3 368 份, 问卷回收率为 74.05%。 ②2020 年 7 月,本研究团队在甘肃省陇西县开展问卷调查和数 据收集工作。在现场调研中,本团队使用访谈式问 卷调查,即由调查组成员对受访者进行面对面访谈, 并加以语音和文字记录。在样本的选取上,注重选 择在年龄、教育水平、职业类型等变量上具有异质性 的成年人为访谈对象,并有意识地将留守老人、外出 打工的青壮年农民和农村妇女等农村人群纳入其 中。本次共完成714位受访者的调查。由于每一份 问卷均由调研组成员在征得受访者完全同意后,逐 一采访并填写,因此,问卷回收率为100%。为了提 高可比性,在2012年的样本中选取甘肃省兰州市的 样本人群,总共有634个样本。在2020年的样本中 使用全部的样本群体,控制因跨地域对研究结果产 生的影响。

# 2.2 变量选择

针对数字鸿沟研究中的一级接入(access)、二级使用(adoption)、三级网络活动(use)鸿沟,本研究分别采用于良芝、周文杰等的《个人信息世界量表》中互联网可及性(accessibility)、可获性(availability)和信息资产维度(information asset)中搜索引擎使用(search engine use)进行概念操作化测量,该量表以于良芝教授提出的"个人信息世界"为框架,是衡量个人信息贫富的测度工具,在2012年完成开发并通过信效度的检验,且后续用于实证研究<sup>[38-40]</sup>。关于互联网可及、可获和信息资产维度的具体测量指标见表1。

表1中,接入鸿沟(互联网的可及信息源)、使用鸿沟(可获信息源)和网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)(2012年)均采用二分类变量,2020年的网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)采用李克特量表的定序测量。本研究通过专家打分的方式对该维度所有变量赋分,以统一度量单位。在控制变量方面,参考已有数字鸿沟相关文献,本研究选择性别、年龄、受教育年限、职业是否为专业或管理人员、每天花在信息搜索的时间和收入作为控制变量[22,41-42],所有变量的赋分规则见表2。

耒 1	可获和信息资产维度

测量维度	操作化变量	测量问题	测量题项
接入鸿沟	互联网作为可及信息源	2012年:周边五公里内是否存在互联网信息源	0. 否
		2020年:在您生活或工作地点周围是否存在能上网的电脑信息源	1. 是
使用鸿沟	互联网作为可获信息源	2012年:在日常工作或生活中是否有机会从互联网渠道获取信息	0. 否
		2020年:工作或生活中有问题时,能否从互联网获取信息	1. 是
网络活动鸿沟	搜索引擎作为信息资产	2012年:过去一年是否使用过网络搜索引擎	0. 否
			1. 是
		2020年:过去一年使用网络搜索引擎的频率	1. 从不使用
			2. 很少使用
			3. 有时使月
			4. 经常使月
			5. 总是使月

#### 表 2 变量的赋分规则

变量类别	变量名称	变量赋分规则
被解释变量	接入鸿沟(互联网作为可及信息源)	否取值0,是取值3
8	使用鸿沟(互联网作为可获信息源)	否取值0,是取值3
6	网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)	否、从不使用取值0,是、很少使用、有时使用、经常使用、总是使用取值3
解释变量	年份	调研的实际年份
控制变量	性别	男性取值1,女性取值2
Σ.	年龄	30 岁及以下取值 1,31 至 40 岁取值 2,41 至 50 岁取值 3,51 岁及以上取值 4
$\mathbf{S}$	教育	受教育年限
0	职业	职业为专业或者管理人员取值1,否则为0
Ñ	信息搜索时间	每天花在信息搜索的时间
aXiv:2	2019 年收入	2019年收入三等分,2012年收入三等分,之后将两个变量合并,低收入取值1,中等收入取值2高收入取值3
×	2012 年收入	2012年问卷收入三等分,低收入取值1,中等收入取值2,高收入取值3
na	2010 年收入	2010年收入三等分,2012年收入三等分,之后将两个变量合并,低收入取值1,中等收入取值2高收入取值3

# 2. 3 变量的描述性统计

样本中各变量的描述性统计结果见表 3。由表 3 可见,在互联网方面,可及信息源的均值为 2.394(方差 1.452),可获信息源的平均数为 2.553(方差 1.143),信息资产的均值为 6.297(方差 4.427),均接近各自的最大值,可见互联网已经进入绝大多数人的生活。在样本人群中,男性有 491 人,占比 45.13%,女性有 597 人,占比 54.87%,男女比基本持平。在年龄方面,30岁及以下人群占比为 24.55%,31至 40岁人群占比为 33.33%,41至 50岁的样本人群占比为35.51%,51岁及以上人群占比为 6.61%,老年网络用户相比于中青年受访者较少。在职业方面,管理或专业人员占比 48.41%,与非管理或专业人员占比接近。在收入方面,低收入、中等收入与高收入比例约为2:5:3。教育的中位数为 15,说明样本中有半数以上人

群接受了大专及以上的教育,平均的受教育年限为13.84年。每天花在信息搜索的时间均值为2.934,表明平均每人每天信息搜索上的时间大约在1至3小时之间。在收入方面,样本以中等收入为主(均值约为2),标准差约为0.7,标准差与均值比约为0.35,表明样本中不同个体的收入具有一定差异。

将 2012 年和 2020 年的数据对比发现:在信息鸿 沟方面,使用鸿沟并没有发生明显的变化,2020 年的接入鸿沟和网络活动鸿沟均比 2012 年大;在人口统计 学变量上,性别和收入没有较大变化,2020 年的样本比 2012 年的样本人群年轻,2020 年的教育年限低于2012 年的样本,因为 2012 年的调研在城镇进行,而2020 年的调研主要集中在乡村。在信息搜索方面,2012 年样本人群的信息搜索时间低于2020 年。

表 3	变量的描述性统计
<del>**</del> •	<b>一                                    </b>

变量名	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
接入鸿沟(互联网作为可及信息源)	1 108	2.394	3	1.205	0	3
使用鸿沟(互联网作为可获信息源)	1 107	2.553	3	1.069	0	3
网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)	1 106	6. 297	7	2. 104	0	7
性别	1 088	1.549	2	0.498	1	2
年龄	1 104	2. 242	2	0.898	1	4
教育年限	1 065	13.84	15	2.930	0	19
职业	1 041	0.516	1	0.500	0	1
信息搜索时间	1 077	2.934	3	0.844	1	4
2019 年收入	997	2.060	2	0.727	1	3
2012 年收入	621	2.055	2	0.684	1	3
2010 年收入	921	2.060	2	0.733	1	3

表 4 变量的描述性统计

_	变量名		2 年	2020年	
.>			均值	观测值	均值
接人鸿	沟(互联网作为可及信息源)	634	2. 257	474	2.576
使用鸿沟(互联网作为可获信息源)		634	2.574	473	2.524
网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)		634	6. 128	472	6.525
0	性别	621	1.556	467	1.540
<del>-</del>	年龄	634	2.399	470	2.030
$\sum_{i}$	教育年限	596	14.65	469	12.80
2	职业	600	0.808	441	0.118
信息搜索时间		634	2.778	443	3.158
7	收入	621	2.055	376	2.069

# 3 实证检验

### 3. 1 回归模型构建

本文拟采用式(1)检验 2012 年与 2020 年接入鸿 沟(互联网作为可及信息源)的变化,式(2)检验 2012 年与 2020 年使用鸿沟(互联网作为可获信息源)的变 化,式(3)检验 2012 年与 2020 年网络活动鸿沟(搜索 引擎作为信息资产)的变化。

接入鸿沟(互联网作为可及信息源) =  $\beta_0$  +  $\beta_1$ 年份 +  $\beta_2$ 性别 +  $\beta_3$ 年龄 +  $\beta_4$ 受教育年限 +  $\beta_5$ 职业 +  $\beta_6$ 信息 搜索时间 +  $\beta_6$  2019 年收入 +  $\epsilon$  式(1)

使用鸿沟(互联网作为可获信息源) =  $\beta_0$  +  $\beta_1$ 年份 +  $\beta_2$ 性别 +  $\beta_3$ 年龄 +  $\beta_4$ 受教育年限 +  $\beta_5$ 职业 +  $\beta_6$ 信息 搜索时间 +  $\beta_6$  2019 年收入 +  $\epsilon$  式(2)

网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产) =  $\beta_0$  +  $\beta_1$  年份 +  $\beta_2$ 性别 +  $\beta_3$ 年龄 +  $\beta_4$ 受教育年限 +  $\beta_5$ 职业 +  $\beta_6$  信息搜索时间 +  $\beta_6$  2019 年收入 +  $\epsilon$  式(3)

式(1)、式(2)和式(3)中的 $\beta$ 为回归系数标识。

#### 3.2 回归模型估计

本研究对式(1)、式(2)和式(3)的模型采用普通

最小二乘法(Ordinary Least Square)估计,表5为估计 结果。式(1)调整后模型的拟合程度为 0.083 4,说明 选取的变量对网络接入鸿沟具有一定的解释能力。年 份变量显著,且回归系数为0.443,表明在控制其余变 量的情况下,互联网作为可及信息源比2012年有明显 提高。式(2)模型的调整后拟合程度为0.146,说明已 有变量对因变量互联网作为可获信息源有较强的解释 能力,年份的回归系数为0.206,在5%水平显著,表明 互联网作为可获信息源比 2012 年有明显提高。式(3) 模型调整后的拟合程度为 0.150,证明本文选取变量 的合理性,自变量的回归系数为正显著,说明互联网使 用(搜索引擎作为信息资产)方面比2012年有显著提 高。控制变量方面,受教育年限和信息搜索时间在3 个模型中均为正显著,且显著性水平为1%,说明互联 网方面的接入、使用、网络活动都会随着受教育年限和 信息搜索时间的增长而提升。

为了验证表 5 的估计结果并非出于偶然,具有稳健性,本文通过将 2019 年的收入变量替换为 2010 年收入检验表 5 结果的稳健性。若估计自变量的结果没有发生明显变化,则表明表 5 回归结果具备稳健性。表 6 为稳健性检验的回归结果。对照表 5 和表 6 的回归结果可以看出,3 个模型中具有统计显著性的变量在原模型和稳健性检验模型中基本一致,因此可以确认表 5 的主要回归结果具有稳健性。

#### 3.3 数字鸿沟形成机制时间变化

随着信息通讯技术与经济社会的发展,2012 年和 2020 年间数字鸿沟的体现和机制也不可避免发生巨大的变化,为了探究不同年份回归系数的变化,本文使用似不相关回归(Seemingly Unrelated Regressions),全面探讨回归系数的差异,表7为回归系数差异性结果。

表 5 估计结果

	We IHVI -		
	娄	效字鸿沟3个维	度
自变量	接人鸿沟 (互联网作为 可及信息源)	使用鸿沟 (互联网作为 可获信息源)	网络活动鸿沟 (搜索引擎作为 信息资产)
年份 - 2020	0.443 ***	0. 206 **	0.800 ***
	(0.115)	$(0.091\ 6)$	(0.174)
性别-女性	-0. 208 ***	-0.0198	0.0510
	$(0.076\ 8)$	(0.0612)	(0.116)
年龄 - 31 至 40 岁	0.080 7	0.048 9	-0.0964
	(0.103)	$(0.082\ 2)$	(0.156)
年龄 -41 至 50 岁	-0.077 7	0.061 1	-0.0928
	(0.109)	(0.0871)	(0.165)
年龄-51 岁及以上	-0.154	-0.366 ***	-0.855 ***
	(0.176)	(0.140)	(0.265)
受教育年限	0.078 8 ***	0.089 7 ***	0. 129 ***
>	( <b>0</b> . <b>0170</b> )	$(0.013\ 5)$	$(0.025\ 6)$
信息搜索时间	0. 157 ***	0. 192 ***	0. 424 ***
	$(0.048\ 7)$	$(0.038\ 8)$	(0.0735)
职业-专业或者管理人员	0.044 6	0. 296 ***	0. 658 ***
0	(0.117)	$(0.093\ 3)$	(0.177)
2019 年收入 - 中等收入	0.145	-0.003 30	0. 297 *
<del>\</del>	(0.105)	(0.0839)	(0.159)
2019 年收入 - 高收入	0.134	-0.112	0.094 1
2	(0.115)	(0.0914)	(0.174)
常数项	0.697 **	0.611 ***	2.662 ***
	(0.286)	(0.228)	(0.432)
样本量	891	890	890
调整后的模型拟合程度	0.083 4	0.146	0.150

注:小括号内的数值为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著,下表同

也在接入鸿沟暨互联网作为可及信息源回归中,女性在 2012 年时具有劣势,但是在 2020 年时与男性趋于一致。信息搜索时间的回归系数差异在 5% 水平显著,且由 2012 年回归中的正向显著,变为 2020 年回归中的不显著,说明信息搜索时间对互联网作为可及信息源的显著正向效应已经消失。在高收入的回归系数差异方面,2012 年的高收入人群比低收入人群拥有更多的互联网可及信息源,但是在 2020 年时这种优势消失了。

在互联网作为可获信息源回归中,信息搜索时间的 2012 年回归系数在 1% 水平显著,为 0.251,说明信息搜索时间越长,互联网可获信息源越高,但是这种显著正相关关系在 2020 年消失了,且 2020 年的回归系数与 2012 年相比有显著变化。

在搜索引擎作为信息资产的回归中,受教育年限 对互联网信息资产的影响由 2012 年的 0.225 下降到

表 6 主模型稳健性结果

沟 :为 )
:
*

0.071 8,且这种变化在10%水平显著。信息搜索时间的回归系数差异同样显著,且由2012年的正显著变为2020年的不显著。

为了检查表7的回归结果是否具有稳健性,本研究将2019年收入变量更换为2010年收入变量,若系数差异性结果一致,则证明表7的结果可靠。稳健性结果如表8所示。在互联网可及信息源回归中,女性回归系数差异依旧稳健。信息搜索时间的回归系数差异不显著,表明表7中的结果关于信息搜索时间的变化并不稳健。在高收入的回归系数差异依旧稳健。在互联网作为可获信息源回归跨年对比中,信息搜索时间的回归系数差异显著。在搜索引擎作为信息资产的回归模型跨年度对比中,受教育年限的回归系数差异依旧显著。信息搜索时间的回归系数差异仍然显著。

# 表 7 回归系数差异检验

因变量	接人鸿沟(互联网	作为可及信息源)	使用鸿沟(互联网	使用鸿沟(互联网作为可获信息源)		网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)	
年份	2012	2020	2012	2020	2012	2020	
性别 - 女性	-0.314 ***	-0.048 6	-0.090 2	0.068 2	-0.141	0.294	
	(0.102)	(0.108)	(0.0625)	(0.114)	(0.135)	(0.188)	
系数差异性检验 - P 值	0.0	74 5	0.2	23 3	0.0	60 1	
年龄 - 31 至 40 岁	0.040 6	-0.017 2	0.025 1	-0.003 97	-0.210	-0.128	
	(0.148)	(0.114)	(0.0762)	(0.132)	(0.128)	(0.183)	
系数差异性检验 - P 值	0.7	56 4	0.8	49 0	0.7	14 7	
年龄 -41 至50 岁	-0.232	0.024 5	0.020 3	0.063 8	-0.199	-0.113	
	(0.161)	(0.143)	(0.0973)	(0.161)	(0.181)	(0.226)	
系数差异性检验 - P 值	0.2	33 5	0.8	16 8	0.7	66 9	
年龄-51岁及以上	-0.166	-0.243	-0.249	-0.519 **	-0.426	-1.250 ***	
	(0.315)	(0.223)	(0.246)	(0.243)	(0.456)	(0.459)	
系数差异性检验 - P 值	0.8427		0.433 8		0. 202 4		
受教育年限	0.0610*	0.087 9 ***	0. 123 ***	0.069 2 ***	0. 225 ***	0.071 8 *	
	(0.035 2)	(0.0211)	(0.028 6)	(0.0219)	(0.0667)	(0.0419)	
系数差异性检验 - P 值	0.5127		0.131 8		0.052 0		
信息搜索时间	0. 214 ***	0.012 1	0. 251 ***	0.037 3	0. 553 ***	0.103	
0	(0.0709)	(0.0743)	(0.0530)	(0.0794)	(0.122)	(0.134)	
系数差异性检验 - P值	0.049 0		0.025 3		0.0129		
取业 - 专业或者管理人员	0.103	-0.239	0.246	0.0242	0.417	0.208	
2	(0.200)	(0.162)	(0.155)	(0.159)	(0.343)	(0.180)	
系数差异性检验 - P 值	0.1	83 4	0.3	16 7	0.5	90 0	
2019 年收入 - 中等收入	0.277	0.012 3	0.093 9	-0.164	0.483 **	0.0104	
S	(0.188)	(0.128)	(0.127)	(0.139)	(0.276)	(0.213)	
系数差异性检验 - P 值	0.2	45 1	0.171 9		0.175 5		
2019 年收入 - 高收入	0.410 **	-0.097 6	-0.0300	-0.227	0.235	-0.126	
a	(0.208)	(0.140)	(0.147)	(0.139)	(0.317)	(0.240)	
系数差异性检验 - P 值	0.0	42 6	0.330 5		0.363 7		
常数项	0.744	1.579 ***	-0.033 4	1.685 ***	1.113	5.377 ***	
O	(0.503)	(0.385)	(0.423)	(0.424)	(0.949)	(0.802)	
样本量	551	340	551	339	551	339	
调整后的模型拟合程度	0.089 9	0.063 5	0.256	0.0511	0.229	0.074 2	

# 表 8 回归系数差异稳健性

因变量	接人鸿沟(互联网作为可及信息源)		使用鸿沟(互联网作为可获信息源)		网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)	
年份	2012	2020	2012	2020	2012	2020
性别 – 女性	-0.314 ***	-0.026 3	-0.090 2	0.217	-0.141	0.323
	(0.102)	(0.136)	(0.0625)	(0.135)	(0.135)	(0.197)
系数差异性检验 - P 值	0.09	95 2	0.03	38 1	0.0	51 7
年龄 - 31 至 40 岁	0.040 6	0.201	0.025 1	-0.0618	-0.210	-0.100
	(0.148)	(0.179)	(0.0762)	(0.176)	(0.128)	(0.230)
系数差异性检验 - P 值	0.48	30 2	0.65	50 0	0.6	76 4
年龄-41至50岁	-0.232	0.192	0.020 3	-0.0126	-0.199	-0.282
	(0.161)	(0.196)	(0.0973)	(0.202)	(0.181)	(0.300)
系数差异性检验 - P 值	0.10	00 0	0.88	33 6	0.8	14 2
年龄-51岁及以上	-0.166	-0.080 6	-0.249	-0.482 *	-0.426	-1.198 **
	(0.315)	(0.223)	(0.246)	(0.255)	(0.456)	(0.470)

(续表8)

因变量	接人鸿沟(互联网	作为可及信息源)	使用鸿沟(互联网作为可获信息源)		网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产	
年份	2012	2020	2012	2020	2012	2020
系数差异性检验 - P 值	0.8	29 5	0.5	11 2	0.2	38 5
受教育年限	0.0610*	0. 101 ***	0. 123 ***	0.090 9 ***	0. 225 ***	0.028 0
	(0.035 2)	(0.0222)	(0.0286)	(0.0227)	(0.0667)	(0.045 0)
系数差异性检验 - P 值	0.3	38 3	0.3	71 4	0.0	14 5
信息搜索时间	0. 214 ***	0.068 2	0. 251 ***	-0.027 8	0. 553 ***	0.038 9
	(0.0709)	(0.088 8)	(0.0530)	(0.0837)	(0.122)	(0.128)
系数差异性检验 - P 值	0.1963		0.0049		0.003 6	
职业 - 专业或者管理人员	0.103	-0.264	0.246	0.017 0	0.417	0.048 1
	(0.200)	(0.201)	(0.155)	(0.180)	(0.343)	(0.288)
系数差异性检验 - P 值	0.1	95 8	0.3	33 2	0.4	09 7
2010 年收入 - 中等收入	0.277	-0.180	0.093 9	0.047 9	0.483 **	0.083 6
	(0.188)	(0.176)	(0.127)	(0.179)	(0.276)	(0.284)
系数差异性检验 - P 值	0.068 1		0.834 1		0.313 1	
2010 年收入 - 高收入	0.410 **	-0.266	-0.0300	-0.052 8	0.235	0.150
~	(0.208)	(0.168)	(0.147)	(0.175)	(0.317)	(0.303)
系数差异性检验 - P 值	0.012 7		0.920 6		0.8462	
常数项	0.744	1.156 ***	-0.033 4	1.439 ***	1.113	6. 113 ***
<b>્</b>	(0.503)	(0.439)	(0.423)	(0.481)	(0.949)	(0.752)
样本量	551	272	551	271	551	271

# 研究结论与讨论

作为研究互联网社会影响的重要概念,数字鸿沟的概念框架捕捉了信息通讯技术发展和普及过程中产生的社会不平等现象<sup>[23,43-44]</sup>,数字鸿沟的相关实证研究揭示了数字鸿沟在技术接入(access)、使用(use)和网络活动(activity)过程中的表现<sup>[45]</sup>。本研究通过问卷数据对比分析了近 10 年内我国数字鸿沟在 3 个维度上的变化,以及影响数字鸿沟的显著因子的跨时间维度变化。根据上述的实证结果,可以得出以下结论:我国数字鸿沟近 10 年间有正在缩减的趋势。

首先,本研究包含了数字鸿沟的多重维度:接入鸿沟暨互联网作为可及信息源、使用鸿沟暨互联网作为可获信息源、网络活动鸿沟暨搜索引擎作为信息资产。其中,研究基于 R. Savolainen<sup>[46]</sup>在日常信息获取行为领域发现的社会阶层差异的研究基础,通过网络活动鸿沟的测度分析我国不同社会群体之间数字鸿沟在信息行为层面的差异,补充了该领域的概念构建以及实证证据。本研究发现:数字鸿沟在3个维度上的差距均在缩小,相比于2012年,2020年的接入鸿沟(互联网作为可及信息源)、使用鸿沟(互联网作为可获信息源)和网络活动鸿沟(搜索引擎作为信息资产)均有所消弭,互联网在近10年的时间跨度内更加可及、可获、

搜索引擎使用更加普遍。该研究成果验证了信息通讯技术在我国的全面普及。尤其是,数字鸿沟在日常信息获取维度的差距亦有所缩小,进一步确认了我国互联网发展进入了超越接入(after access)<sup>[18]</sup>阶段、互联网用户通过主动搜索获取日常信息变得更为主动(active audience)<sup>[47]</sup>。未来关于数字鸿沟的研究需要进一步深挖日常生活场景中存在的数字技术参与、使用鸿沟。

其次,通过对比不同时期的数字鸿沟影响因素,本研究探索了数字鸿沟3个维度相关形成机制的时间变化。具体而言,我国互联网接入沟在性别层面的差异逐渐消弭,女性作为互联网使用者具备和男性互联网使用者同等地位。此外,高收入群体原本在网络接入层面的优势在近10年内逐渐消失,不同收入群体互联网普及逐渐趋于一致。性别和收入在互联网接入过程中的影响下降,类似趋势同样出现在其他新兴经济体国家<sup>[18,48]</sup>。在互联网使用中,由教育水平产生的使用鸿沟也逐渐缩小,具体表现为使用搜索引擎在高教育水平和低教育水平之间的显著性差异消失。网络接入鸿沟、使用鸿沟的缩减一方面为信息社会的发展提供机遇,也对政策制定者、社会工作者、互联网产业从业者提出新的要求:伴随着网络接入群体的多元化发展,信息与通讯技术产业也产生出更为多元的需求,包括

# 第66卷第20期 2022年10月

如针对女性群体友好的文化娱乐内容产品、科技适老的创新应用、针对灵活就业的低收入群体推出更为友好的平台经济模型等。除此以外,在网络使用(互联网作为可及性信息源)与网络活动(搜索引擎使用)层面,曾经与网络使用和网络活动显著正相关的信息搜索时长也不再具有显著作用,说明网络使用鸿沟不再与网络信息搜索时长显著相关。

本研究的实证结论对于制定数字治理相关政策具有重要意义:数字鸿沟在互联网的接入、使用和网络活动方面的差距逐渐缩小,并且传统上引起数字鸿沟的社会人口学或网络使用变量,如女性、教育学历较低的网络用户、网络信息搜索时长等,其显著性正在下降。这些发现并不能够决定数字鸿沟的完全消失。数字鸿沟相关理论发现,数字时代的技术不平等现象,正在从技术的普及维度逐渐过渡到内容创作[17]、人工智能和算法素养[49]。我国的数字鸿沟在接入、使用和网络活动的缩小对于科技普惠政策制定者而言,具有重要的启发作用,即在使用数字技术促进社会发展的过程中,需要逐渐侧重于关注技术普及后用户如何使用互联网等信息通讯技术获取信息、如何与复杂的信息技术系统交互等新议题。

# 参考文献:

- [ 1] QIU J L. Working-class network society; communication technology and the information have-less in urban China [ M ]. Cambridge; MIT Press, 2009.
- [ 2 中国互联网络信息中心(CNNIC). 中国互联网络发展状况统计报告 [ EB/OL ]. [ 2022 08 12 ]. http://www3. cnnic. cn/NMedia-File/old\_attach/P020220721404263787858. pdf.
- [3] YAN P, SCHROEDER R. Variations in the adoption and use of mobile social apps in everyday lives in urban and rural China [J].

  Mobile media & communication, 2020, 8(3): 318-341.
- [ 4 ] CHEN Y, MAO Z, QIU J L. Super-sticky WeChat and Chinese society [ M]. Bingley: Emerald Publishing Limited, 2018.
- [ 5 ] KATZ J E, RICE R E. Social consequences of internet use; access, involvement, and interaction [ M ]. London; MIT, 2002.
- [ 6 ] ROBINSON L, SCHULZ J, BLANK G, et al. Digital inequalities 2.0; legacy inequalities in the information age [ J/OL]. First Monday, 2020, 25 (7) [ 2022 - 08 - 12 ]. https://journals.uic.edu/ojs/index.php/fm/article/view/10842.
- [ 7 ] ROBINSON L, SCHULZ J, DUNN H S, et al. Digital inequalities 3.0: emergent inequalities in the information age [ J/OL]. First Monday, 2020, 25(7) [ 2022 08 12 ]. https://journals.uic.edu/ojs/index.php/fm/article/view/10844.
- [8] LENTZ R G, ODEN M D. Digital divide or digital opportunity in the Mississippi Delta region of the US [J]. Telecommunications policy, 2001, 25(5): 291-313.
- [ 9 ] PARKER E B. Closing the digital divide in rural America [ J ].

- Telecommunications policy, 2000, 24(4): 281 290.
- [10] RIDEOUT V. Public access to the Internet and the Canadian digital divide [J]. Canadian journal of information and library science-Revue Canadienne Des Sciences De L Information Et De Bibliotheconomie, 2000, 25(2/3): 1-21.
- [11] RICE R E, KATZ J E. Comparing internet and mobile phone usage: digital divides of usage, adoption, and dropouts [J]. Telecommunications policy, 2003, 27(8/9): 597-623.
- [12] LOGES W E, JUNG J Y. Exploring the digital divide: Internet connectedness and age [J]. Commun res, 2001, 28(4): 536 -562.
- [13] HINDMAN D. The rural-urban digital divide [J]. Journalism & mass communication quarterly, 2000, 77(3): 549 60.
- [14] DIMAGGIO P, HARGITTAI E, CELESTE C, et al. Digital inequality: from unequal access to differentiated use [M]//NECKER-MAN K M. Social inequality. New York: Russell Sage Foundation, 2004: 355 400.
- [15] PEARCE K E, RICE R E. Digital divides from access to activities: comparing mobile and personal computer internet users [J]. Journal of communication, 2013, 63(4): 721 44.
- [16] 苏岚岚,彭艳玲. 数字化教育、数字素养与农民数字生活 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021,3(20):27-40.
- [17] HARGITTAI E, WALEJKO G. The participation divide: content creation and sharing in the digital age [J]. Information, communication & society, 2008, 11(2): 239 256.
- [18] DONNER J. After access: inclusion, development, and a more mobile Internet [M]. Cambridge: The MIT Press, 2015.
- [19] SELWYN N. Reconsidering political and popular understandings of the digital divide [J]. New media & society, 2004, 6(3): 341 362.
- [20] LIVINGSTONE S, HELSPER E. Gradations in digital inclusion: children, young people and the digital divide [J]. New media & society, 2007, 9(4): 671-696.
- [21] VAN DEURSEN A, VAN DIJK J. Internet skills and the digital divide [J]. New media & society, 2011, 13(6): 893-911.
- [22] 何宗樾, 张勋, 万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困 [J]. 统计研究, 2020, 37(10): 79-89.
- [23] SCHROEDER R. A Weberian analysis of global digital divides [J]. International journal of communication, 2015, 9: 2819 -2837.
- [24] 江泽民在联合国千年首脑会议上的讲话 [N]. [2022 08 12]. http://www.chinanews.com.cn/2000-09-07/26/45215.html.
- [25] 弥合数字鸿沟 推动数字经济发展 [N]. [2022 08 12]. ht-tps://news.gmw.cn/2020-08/04/content\_34054458.htm.
- [26] 曹荣湘. 数字鸿沟引论:信息不平等与数字机遇 [J]. 马克思主义与现实,2001(6):20-25.
- [27] 闫慧, 孙立立. 1989 年以来国内外数字鸿沟研究回顾: 内涵、表现维度及影响因素综述 [J]. 中国图书馆学报, 2012, 38 (5): 82-94.
- [28] 陈艳红. 我国数字鸿沟问题的理论分析与应对策略 [J]. 档案

- 学通讯, 2005(6): 60-63.
- [29] 闫慧, 张鑫灿, 殷宪斌. 数字包容研究进展:内涵、影响因素与公共政策 [J]. 图书与情报, 2018(3): 80-89.
- [30] 胡鞍钢,周绍杰. 中国如何应对日益扩大的"数字鸿沟"[J]. 中国工业经济,2002(3):5-12.
- [31] 胡鞍钢,周绍杰. 新的全球贫富差距:日益扩大的"数字鸿沟" [J]. 中国社会科学,2002(3):34-48.
- [32] 王君, 袁勤俭. 企业数字鸿沟的影响因素分析 [J]. 竞争情报, 2022, 18(2): 40-48.
- [33] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展 [J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51.
- [34] 马琪,杨薇,廖舫仪. 数字治理时代老年人数字融人困境形成 机理研究 [J]. 北大政治学评论,2021(1):153-177.
- [35] 王娟, 张劲松. 数字鸿沟:人工智能嵌入社会生活对老年人的 影响及其治理[J]. 湖南社会科学, 2021(5): 123-130.
- [36] 郑磊, 郑逸敏. 城乡学生的家庭数字鸿沟与学科素养差距——基于 PISA2018 中国四省市数据的研究 [J]. 中国电化教育, 2021(7): 43-51.
- [37] 郭娇. 数字鸿沟的演变:从网络接入到心智投入——基于疫情 期间大学生在线学习的调查 [J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2021, 39(7): 16-26.
- [38] 于良芝. "个人信息世界"———个信息不平等概念的发现及 阐释 [J]. 中国图书馆学报, 2013, 39(1): 4-12.
- [39] 于良芝,周文杰.信息穷人与信息富人:个人层次的信息不平等测度述评[J].图书与情报,2015(1):53-60.
- [40] 周文杰. 基于个人信息世界的信息分化研究 [D]. 天津:南开 大学, 2013.

  Digital Divides in China: A Comp Yan Pu<sup>1</sup> Lin W

  <sup>1</sup> Department of Information Manager

  <sup>2</sup> School of Economics and Management,

- [41] 陈梦根,周元任.数字不平等研究新进展[J].经济学动态, 2022(4):123-139.
- [42] 江峰. 新数字鸿沟研究 [J]. 图书馆杂志, 2013, 32(1): 8 -12.
- [43] VAN DIJK J. The digital divide [M]. Cambridge: Polity, 2020.
- [44] ROBINSON L, COTTEN S R, ONO H, et al. Digital inequalities and why they matter [J]. Information communication & society, 2015, 18(5): 569-582.
- [45] VAN DEURSEN A, VAN DIJK J. The first-level digital divide shifts from inequalities in physical access to inequalities in material access [J]. New media & society, 2019, 21(2): 354-375.
- [46] SAVOLAINEN R. Everyday information practices: a social phenomenological perspective [M]. Lanham: Scarecrow Press, 2008.
- [47] NEUMAN W R. The digital difference; media technology and the theory of communication effects [M]. London; Harvard University Press, 2016.
- [48] ARORA P. The next billion users: digital life beyond the West [M]. Cambridge: Harvard University Press, 2019.
- [49] YU P K. The algorithmic divide and equality in the age of artificial intelligence [J]. Florida law review, 2020, 72: 331 – 389.

# 作者贡献说明:

闫蒲:论文研究设计、论文主体写作; 林伟杰:论文数据清理与分析、实证结果部分写作; 周文杰:论文数据收集、论文文献部分与理论构建。

#### Digital Divides in China: A Comparative Study Between 2012 and 2020

Yan Pu<sup>1</sup> Lin Weijie<sup>2</sup> Zhou Wenjie<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Department of Information Management, Peking University, Beijing 100871

<sup>2</sup> School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044

<sup>3</sup> Business School, Northwest Normal University, Lanzhou 730070

Abstract: [Purpose/Significance] This study aims to address two research questions: First, have digital divides narrowed down in the approximately ten years of time span? Second, are there any significant changes to the mechanisms of digital divides across the almost ten years? [Method/Process] To study the cross-temporal changes in the digital divide based on questionnaire data collected through solid fieldwork in 2012 and 2020. [Result/Conclusion] This paper finds that the gaps in digital divides, including three dimensions of access, use and Internet activities, have narrowed in China, and the related formation mechanisms of the three dimensions show some diachronic changes. These findings further confirm that the gap of my country's digital divide is shrinking. The relevant conclusions of this study not only help to understand the distribution of the digital divide in my country, but also help policy makers to formulate targeted digital governance guidelines based on the formation mechanism of the digital divide by analyzing the time changes of the formation mechanism of the digital divide.

Keywords: digital divides ICT development comparative study China